



FUNDAÇÃO
GETULIO VARGAS

EPGE

Escola de Pós-Graduação
em Economia

Ensaio Econômico

Escola de

Pós Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 549

ISSN 0104-8910

***Principais características do consumo de duráveis no Brasil e
testes de separabilidade entre duráveis e não-duráveis***

Fábio Augusto Reis Gomes

João Victor Issler

Márcio Antônio Salvato

Junho de 2004

Principais Características do Consumo de Duráveis no Brasil e Testes de Separabilidade entre Duráveis e Não-Duráveis*

Fábio Augusto Reis Gomes[†] João Victor Issler[‡]

Márcio Antônio Salvato[§]

21 de Junho de 2004

Resumo

Este trabalho investiga amplamente a evolução do consumo de bens duráveis no Brasil a partir da decisão de consumo individual e da possibilidade de existir restrição ao crédito. A contribuição mais relevante consiste na não rejeição da hipótese de separabilidade nas decisões de consumo de bens duráveis e não duráveis, já que tal hipótese é implicitamente utilizada por vários artigos que trataram a questão do consumo agregado no Brasil. Os resultados, aqui encontrados, sugerem que uma grande parcela dos consumidores está restrita ao crédito, existindo restrições de curto prazo e longo prazo sobre a evolução do consumo de bens duráveis, não duráveis e renda.

JEL Classification Codes: C22 e E21.

*Este projeto teve o financiamento do Ministério da Fazenda, do PRONEX, do CNPq, da CAPES e da FAPERJ. Agradecemos as críticas e sugestões de Ricardo Cavalcanti, Marcelo Fernandes (Editor) e de dois pareceristas anônimos, isentando-os da responsabilidade por quaisquer erros aqui remanescentes. Agradecemos ainda a Roberto Ellery por disponibilizar parte da base de dados.

[†]EPGE/FGV e CEPE. e-mail: freis@fgvmail.br

[‡]EPGE/FGV. e-mail: jissler@fgv.br

[§]PUC.Minas e CEPE. e-mail: salvato@pucminas.br

1 Introdução

No Brasil, como na maioria dos países, o consumo agregado é uma das séries macroeconômicas de maior importância, pois, além de representar mais do que 70% do Produto Interno Bruto, é um argumento fundamental na função de bem-estar econômico. A não ser que a função utilidade seja separável, estudos sobre o consumo deveriam tratar de forma integrada as decisões sobre diferentes tipos de gasto. Em particular as decisões sobre o consumo de duráveis e de não-duráveis deveriam ser modeladas de forma integrada, possivelmente incluindo também a renda do consumidor nesta análise. Infelizmente, estudos anteriores sobre o consumo no Brasil não o fizeram, pois consideraram apenas o consumo total, que agrega essas duas categorias — ver Cavalcanti(1993), Reis et alii (1998), Issler e Rocha (2000) e Gomes (2004) — sendo importante que se teste a separabilidade da função utilidade para que se cogite validar alguns desses estudos prévios. Como nota Bernanke (1985), o que gera utilidade para o consumidor representativo não é o gasto total em bens duráveis e não-duráveis, mas sim o gasto com bens não-duráveis e o estoque de bens duráveis, respectivamente.

As comparações dos gastos de duráveis e não-duráveis indicam que variações do primeiro têm maior amplitude do que as do segundo, implicando num comportamento cíclico mais pronunciado para o gasto de duráveis, o que poderia ser um elemento importante no entendimento do ciclo de negócios brasileiro, objeto de estudo de uma literatura crescente no Brasil. Dados os resultados prévios da literatura brasileira de consumo, quando se investigou a existência de mercados incompletos de crédito, parte desse comportamento cíclico pode estar associado à restrições à liquidez no financiamento de bens duráveis, assim como se encontrou previamente para o consumo total.

Nesse artigo, investigamos amplamente as propriedades dos gastos com bens duráveis no Brasil, tendo como ponto de partida um modelo integrado para consumo de bens duráveis, não-duráveis, e renda. A aplicação do método generalizado dos momentos (GMM), às Equações de Euler do problema do consumidor representativo, possibilita testar diretamente a separabilidade da função utilidade entre estes dois tipos de gasto, questão fundamental para a correta avaliação da literatura corrente sobre o consumo no Brasil. Nossos testes de separabilidade são inspirados em Bernanke (1985), que considera a utilidade não-separável no estoque de bens duráveis e no consumo de não duráveis, embora a função de utilidade utilizada aqui seja mais geral do que a forma quadrática usada naquele estudo.

A partir dos resultados encontrados nos testes de separabilidade, que não a rejeitaram,

investigamos as propriedades estocásticas das séries brasileiras de consumo de duráveis e não-duráveis. Estas são estudadas a partir de modelos de otimização intertemporal que consideram o bem-estar associado aos serviços advindos do estoque de bens de consumo duráveis. Tais modelos mostram que o comportamento do consumo de bens duráveis é diferente do consumo de bens não duráveis, encontrando diferentes restrições testáveis para cada tipo de gasto. Ao que sabemos, trata-se de um estudo pioneiro e necessário sobre o assunto no Brasil. Nele investigamos duas questões centrais à essa literatura: a comparação da dinâmica de curto e longo prazos entre os gastos de não-duráveis, duráveis e renda (Mankiw(1982), Bernanke(1985), Galí(1993), Vahid e Engle (1997)) e possível existência de restrições à liquidez (Campbell e Mankiw(1989) e Bacchetta e Stefan(1997)) no consumo de duráveis.

Além do importante resultado de encontrarmos separabilidade entre duráveis e não-duráveis, que validam estudos sobre consumo anteriores ao nosso, concluímos que há uma relação de longo prazo (cointegração) entre o consumo de duráveis, não duráveis, e renda. No curto prazo, essas três séries exibem também uma dinâmica comum (têm um ciclo comum) que pode ser explicada em parte pela existência de restrição à liquidez no Brasil. Essa última evidência sugere que políticas que visam reduzir a restrição de crédito podem ter um impacto grande sobre o consumo, e, por consequência, sobre o bem-estar dos consumidores. Além disso, ao comparar nossos resultados atuais de restrição à liquidez aos resultados prévios de Reis et alli (1998), Issler e Rocha (2000) e Gomes (2004) encontramos evidência, ainda maior, a favor da hipótese de restrição ao crédito.

O resto desse estudo está dividido da seguinte forma: a próxima seção apresenta a teoria e as possíveis proposições testáveis, incluindo resultados empíricos obtidos com dados brasileiros e norte-americanos. A terceira seção apresenta a base de dados e a quarta os resultados empíricos. Por fim, a quinta seção apresenta as conclusões.

2 Teoria Econômica e Restrições Testáveis

2.1 Decisão de Consumo

Hall (1978) considera o problema de otimização no qual o consumidor escolhe o seu consumo de bens não duráveis, cn_t , sujeito a uma restrição orçamentária. A equação de Euler é:

$$u'(cn_t) = E_t \{ \beta u'(cn_{t+1})(1 + r_{t+1}) \}. \quad (1)$$

em que β é a taxa de desconto intertemporal da utilidade futura, e r_{t+1} é a taxa de retorno real da riqueza. Sob a hipótese de que $\beta(1 + r_{t+1}) = 1, \forall t$:

$$u'(cn_{t+1}) = u'(cn_t) + \epsilon_{t+1},$$

em que $E_t(\epsilon_{t+1}) = 0$, i.e., ϵ_{t+1} é uma inovação. Nesse caso, $u'(cn_{t+1})$ é uma martingala. Se supusermos, adicionalmente, que a utilidade é quadrática em cn_t , então a propriedade de martingala se estende à cn_{t+1} , de modo que $E_t(\Delta cn_{t+1}) = 0$. i.e., Δcn_{t+1} é imprevisível¹, o que é uma hipótese testável a partir do uso de técnicas econométricas.

Mankiw (1982) é o primeiro a modelar a decisão de gastos em bens duráveis em um arcabouço semelhante ao de Hall, no qual o agente decide o gasto em bens duráveis de forma a maximizar sua utilidade intertemporal², sujeito, além da restrição orçamentária, a uma lei de movimento do estoque de bens duráveis, $k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + cd_{t+1}$, em que cd_{t+1} é o gasto em bens duráveis. Considerando as hipóteses de separabilidade da utilidade em k_t e cn_t , de utilidade quadrática em k_t , e de $\beta(1 + r_{t+1}) = 1 \forall t$, é possível mostrar que

$$\begin{aligned} k_{t+1} &= k_t + \epsilon_{t+1} & \text{e} \\ cd_{t+1} &= cd_t + \epsilon_{t+1} - (1 - \delta)\epsilon_t, \end{aligned}$$

em que $E_t(\epsilon_{t+1}) = 0$, i.e., ϵ_{t+1} é uma inovação. Neste caso, a variação do estoque de bens de consumo duráveis é uma inovação e a variação do gasto de duráveis é um processo $MA(1)$, que se constituem em restrições testáveis a partir do uso de técnicas econométricas.

Nos modelos de Hall (1978) e Mankiw (1982) os gastos de não duráveis e de duráveis são modelados separadamente de modo que, necessariamente, uma hipótese de separabilidade

¹Flavin (1981) demonstra que esse resultado pode ser obtido ao se considerar explicitamente a Teoria da Renda Permanente e a hipótese de expectativas racionais. A renda permanente, y_t^P , é dada por:

$$y_t^P = r \left[A_t + \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s+1} E_t(y_{t+s}) \right]$$

em que A_t e y_t são, respectivamente, a riqueza e a renda do trabalho no período t .

²Em Mankiw (1982) a utilidade é função do serviço proporcionado pelo montante de estoque de bens duráveis que o agente possui. Esse autor considera ainda que o serviço é proporcional ao próprio estoque e portanto a função de utilidade pode ser escrita como função do estoque de bens duráveis.

na função de utilidade é adotada. Bernanke (1985) é o primeiro a modelar conjuntamente a decisão de gastos em bens duráveis e não duráveis. Esta forma de tratar o problema torna-se mais relevante quanto maior for a interdependência entre a decisão de gasto em bens duráveis e não duráveis. Seguindo a tradição de Hall (1978) e Mankiw (1982), Bernanke (1985) considera a seguinte função utilidade, quadrática no consumo de duráveis e no estoque de não-duráveis,

$$u(cn_t, k_t, k_{t+1}) = -\frac{1}{2}(\bar{cn} - cn_t)^2 - \frac{a}{2}(\bar{k} - k_t)^2 - m(\bar{cn} - cn_t)(\bar{k} - k_t) - \frac{d}{2}(k_{t+1} - k_t)^2,$$

em que o último termo do lado direito modela um custo de ajustamento no estoque de bens de consumo duráveis. A não separabilidade no gasto em bens de consumo não duráveis e no estoque de bens duráveis se deve ao parâmetro m . Quando há separabilidade $m = 0$, o que pode ser testado econometricamente. As equações de Euler desse problema são,

$$\bar{cn} - cn_t + m(\bar{k} - k_t) = \beta E_t \left\{ (1 + r_t) [\bar{cn} - cn_{t+1} + m(\bar{k} - k_{t+1})] \right\}, \quad (2)$$

$$\begin{aligned} -d(k_{t+1} - k_t) &= \beta E_t \left\{ [\bar{cn} - cn_{t+1} + m(\bar{k} - k_{t+1})] [(1 + r_t)p_t^k - (1 - \delta)p_{t+1}^k] \right\} + \\ &\quad -\beta E_t [a(\bar{k} - k_{t+1}) + m(\bar{cn} - cn_{t+1}) + d(k_{t+2} - k_{t+1})], \end{aligned} \quad (3)$$

em que p_{t+1}^k é o preço relativo de duráveis em unidade de bens não duráveis.

Uma implicação desse modelo, fruto da análise da equação (2) é que, se $\beta(1 + r) = 1$,

$$(cn_{t+1} - mk_{t+1}) = (cn_t + mk_t) + \epsilon_{t+1},$$

em que $E_t(\epsilon_{t+1}) = 0$, i.e., ϵ_{t+1} é uma inovação. Nesse caso, existe uma combinação linear do gasto de não-duráveis e do estoque de duráveis que é uma martingala. Isto implica a existência de um ciclo comum para Δcn_{t+1} e Δk_{t+1} , com coeficiente $(1, -m)$; ver Vahid e Engle (1993). Note que, quando há separabilidade $m = 0$ e voltamos ao caso de Hall (1978) no qual a primeira diferença do gasto de não-duráveis é imprevisível.

Considerando uma função de utilidade mais geral do que a usada por Bernanke, como, por exemplo, a do tipo elasticidade de substituição constante (CES), $u(cn_t, k_t) = (cn_t^\rho + \alpha k_t^\rho)^{\frac{1}{\rho}}$, as equações de Euler em (2) e (3) tornam-se,

$$E_t \left[\beta (cn_{t+1}^\rho + \alpha k_{t+1}^\rho)^{\frac{1-\rho}{\rho}} cn_{t+1}^{\rho-1} (1 + r_t) \right] = (cn_t^\rho + \alpha k_t^\rho)^{\frac{1-\rho}{\rho}} cn_t^{\rho-1}, \quad (4)$$

$$E_t \left\{ \begin{array}{l} (cn_{t+1}^\rho + \alpha k_{t+1}^\rho)^{\frac{1-\rho}{\rho}} [cn_{t+1}^{\rho-1} p_t^k (1+r_t) - \alpha k_{t+1}^{\rho-1}] + \\ -\beta (cn_{t+2}^\rho + \alpha k_{t+2}^\rho)^{\frac{1-\rho}{\rho}} cn_{t+2}^{\rho-1} p_{t+1}^k (1-\delta)(1+r_{t+1}) \end{array} \right\} = 0. \quad (5)$$

Nesse caso, a hipótese de separabilidade entre a decisão de gasto em bens duráveis e não duráveis pode ser examinada facilmente testando-se a hipótese nula de que $\rho = 1$.

Mais recentemente, autores como Galí (1993) e Vahid e Engle (1997) modelam conjuntamente a decisão de consumo de bens duráveis, não-duráveis, impondo a separabilidade *a priori*. Para tanto, assumem uma função utilidade quadrática que não inclui um termo cruzado entre cn_t e k_t . Vahid e Engle (1997) consideram a seguinte função de utilidade:

$$u_t = u(cn_t, k_t) = \alpha_1 cn_t - \frac{1}{2} b_1 cn_t^2 + \alpha_2 (\tau k_t) - \frac{1}{2} b_2 (\tau k_t)^2,$$

em que τk_t representa o fluxo de serviços advindo do estoque de bens duráveis em t . Assumindo que $\beta(1+r) = 1$ a solução do problema de otimização é descrita por:

$$cn_t = \frac{\alpha_1}{b_1} - \frac{1}{b_1} \varkappa_t, \quad (6)$$

$$k_t = \frac{\alpha_2}{\tau b_2} - \frac{\pi}{\tau^2 b_2} \lambda_t + \frac{\pi \beta (1-\delta)}{\tau^2 b_2} E_t(\varkappa_{t+1}), \quad (7)$$

$$\varkappa_t = \varkappa_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

em que ε_t é uma inovação, \varkappa_t é o valor da utilidade marginal da riqueza em t , e π é o preço relativo de duráveis em termos de não duráveis. Usando a lei de movimento para o estoque de bens de consumo duráveis, e a equação de Euler (7), temos:

$$cd_t = \frac{\delta \alpha_2}{\tau b_2} + \rho \varkappa_t - (1-\delta) \rho \varkappa_{t-1}, \quad (9)$$

em que $\rho = -\frac{\pi[1-\beta(1-\delta)]}{\tau^2 b_2}$.

Há vários pontos a notar. Primeiro, tanto cn_t quanto cd_t contêm \varkappa_t , que é um processo com raiz unitária (integrado de ordem um). Logo, ambos têm raiz unitária e cointegram. Pode-se mostrar que o vetor de cointegração é $\frac{1}{1-\delta} (b_1 \delta, \rho^{-1})$; ver Galí(1993). Segundo, o consumo de bens não-duráveis é uma martingala, como em Hall (1978) e Flavin (1981): $E_t(cn_{t+1}) = cn_t$ e $\Delta cn_t = -\frac{1}{b_1} \varepsilon_t$. Terceiro, a primeira diferença do consumo de duráveis é um $MA(1)$, como em Mankiw (1982): $\Delta cd_t = \rho \varepsilon_t - (1-\delta) \rho \varepsilon_{t-1}$. O fato de que Δcn_t é uma inovação, e de que Δcd_t é uma $MA(1)$, implica que qualquer combinação linear, não nula, entre a primeira diferença do gasto em bens duráveis e não duráveis resulta em um processo

$MA(1)$, isto é, para $\gamma \neq 0$, $\Delta cn_t - \gamma \Delta cd_t \sim MA(1)$ ³. Por fim, é possível mostrar que se for imposta a condição de que a sequência da riqueza real é limitada⁴, o consumo de duráveis, não duráveis e renda cointegram; ver Vahid e Engle (1997).

2.2 Restrição à Liquidez

Campbell e Mankiw (1989) propuseram uma equação de teste para restrição à liquidez quando se supõe uma economia na qual existem dois tipos de consumidores: um consome a totalidade de sua renda corrente, de acordo com uma equação de consumo do tipo Keynesiana (sendo restrito à liquidez), e outro consome a sua renda permanente, de acordo com Hall (1978) e/ou Flavin (1981), ou mesmo levando-se em conta modelos mais elaborados para o crescimento do consumo, baseados na log-linearização da equação de Euler, na qual a taxa de crescimento do consumo depende do retorno real da riqueza, além de sua incerteza.

Considerando o modelo de Hall (1978) como *benchmark* de otimalidade, a existência de otimalidade (ou a inexistência de restrição à liquidez) pode ser testada através da hipótese nula de que $\lambda = 0$ na equação de teste:

$$\Delta cn_t = \lambda \Delta y_t + \varepsilon_t, \quad (10)$$

obtida quando se considera a heterogeneidade dos dois tipos de agentes na economia. Caso só existam agentes otimizadores, $\lambda = 0$, sendo que λ é a proporção da renda total pertencente aos consumidores com restrição à liquidez. Caso contrário, $\lambda \neq 0$, podemos não só verificar a inexistência de otimalidade, como também estimar a sua importância através do termo λ .

Quando consideramos o modelo de Mankiw (1982) como *benchmark* de otimização, a primeira diferença do consumo de bens duráveis é um $MA(1)$, $\Delta cd_t = -(1 - \delta)\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$, e a equação de teste é:

$$\Delta cd_t = \lambda \Delta y_t + (1 - \lambda) [(1 - \delta)\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t] \quad (11)$$

³Na prática, caso as séries de consumo de bens duráveis e não duráveis possuam componente cíclico e ainda assim esta relação persistir, dizemos que há um ciclo codependente entre estas séries. No apêndice apresentamos uma breve revisão do conceito de ciclos codependentes.

⁴Com isso, vale trivialmente uma condição de transversalidade, o que gera uma restrição de longo prazo entre a renda e o consumo.

em que λ é a proporção da renda que pertence a consumidores que não tem acesso ao crédito para consumir bens duráveis. Assim, sob a hipótese nula, $\lambda = 0$ e os indivíduos têm pleno acesso ao crédito. Vale notar que esta equação consiste em um teste de ciclos codependentes entre Δcd_t e Δy_t , i.e., a existência de uma combinação linear destas séries que é um processo $MA(\cdot)$ finito. Quando consideramos, adicionalmente, a possibilidade da equação de Euler envolver o retorno dos ativos, como em Campbell e Mankiw (1989), temos:

$$\Delta cd_t = \lambda \Delta y_t + (1 - \lambda) \theta r_t + (1 - \lambda) [(1 - \delta) \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t]. \quad (12)$$

que envolve ciclos codependentes entre Δcd_t , Δy_t e r_t .

Em todas as equações de teste (10), (11) e (12), há a necessidade de se usar técnicas de variáveis instrumentais para estimar os parâmetros de interesse, pois a renda corrente é, em geral, correlacionada com a surpresa no gasto dos consumidores que não estão sujeitos à restrição de liquidez. Devido ao componente $MA(1)$ na equação (11), a escolha de instrumentos tem que ser defasada de pelo menos dois períodos.

Bacchetta e Stefan (1997) modificam levemente a equação de teste proposta por Campbell e Mankiw (1989), usando:

$$\Delta cn_t = \alpha + \theta E_{t-1}(\Delta X_t) + \varepsilon_t, \quad (13)$$

em que X_t é composto pelo logaritmo da renda real disponível, variáveis de crédito imobiliário, variáveis de crédito do consumidor e diferença entre taxa de captação e empréstimo do mercado financeiro (ao invés da própria taxa de juros). Mais uma vez, há a necessidade de se usar técnicas de variáveis instrumentais para se estimar a equação de teste (13).

2.3 Evidências Empíricas Prévia para o Brasil

Cavalcanti (1993) testa implicações da Teoria da Renda Permanente e a possibilidade de existência de restrição à liquidez, utilizando dados trimestrais de consumo agregado e PIB, per capita brasileiro, de 1980 a 1989. Esse autor encontra evidências de que estas séries são não estacionárias, porém não avalia se há cointegração entre elas. Com respeito ao teste de restrição à liquidez, utilizando estimadores de variáveis instrumentais, ele encontra evidência de que 32% da renda pertence a consumidores restritos.

Reis et alii (1998) estudam várias séries brasileiras anuais de consumo e renda agregados, per capita, datadas de 1947 a 1994, bem como séries trimestrais de janeiro de 1975 a

abril de 1994. Não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária para essas séries. Através da análise de cointegração, investigam a existência de relações de longo prazo entre consumo e renda, encontrando evidências a favor de um vetor de cointegração. Na maioria dos casos, não rejeitam a hipótese nula deste vetor ser $(1, -1)'$ como previsto pela Teoria da Renda Permanente. Em seguida, utilizando metodologia proposta por Campbell e Mankiw (1989), os autores estimam que aproximadamente 80% da renda no Brasil pertence a consumidores que estão restritos a consumir apenas a sua renda corrente, número bastante superior ao encontrado por Cavalcanti (1993). Essa diferença é creditada ao conjunto de instrumentos usados na estimativa de (10), sendo que, por problemas de agregação temporal, a escolha de Reis et alii (1998) deve ser privilegiada⁵. Posteriormente, Issler e Rocha (2000) ratificam os resultados de Reis et alii (1998) ao estimarem uma proporção de 74%, encontrando também evidências de que consumo e renda cointegram.⁶

Uma estimativa de λ significativamente diferente de zero nas estimativas a partir de variáveis instrumentais e a validade dos testes de sobreidentificação implicam que o consumo e a renda agregados possuem um ciclo comum. Logo, o consumo agregado possui um componente cíclico. A despeito desses autores usarem o consumo agregado, eles consideram apenas o resultado de Hall (1978), segundo o qual o consumo não possui um componente cíclico e por isso rejeitam a Teoria da Renda Permanente. De fato, ao proceder a decomposição de Beveridge e Nelson (1981), Gomes (2004) estima que o consumo agregado anual de 1947 a 1999 para o Brasil possui um componente cíclico. Em uma tentativa de compatibilizar esta evidência empírica com o problema de otimização do consumidor, Gomes (2004) inclui a hipótese de formação de hábito. Com isso, foi derivada uma equação de teste mais ampla que a proposta por Campbell e Mankiw (1989). Contudo ao proceder a sua estimativa é obtido um valor para λ próximo de 0.85 e não se obtém evidência a favor da hipótese de formação de hábito. Com isso, Gomes (2004) conclui que a existência de um componente cíclico na série de consumo agregada não pode ser compatibilizada com o problema de otimização intertemporal do consumidor, em equilíbrio parcial, através da hipótese de formação de hábito. Ademais, uma grande parcela da renda pertence a consumidores que não têm acesso ao crédito. Não obstante essa evidência, a hipótese de otimização por parte do consumidor representativo ainda poderia ser mantida num arcabouço de equilíbrio geral,

⁵Ver a discussão em Campbell e Mankiw(1989) e em Deaton(1992).

⁶Reis et alii (1998) encontram evidência de que o consumo é pouco sensível ao juro, mas tal investigação não foi conduzida por Issler & Rocha (2000).

como notado por Issler e Vahid (2001).

Uma possível crítica que pode ser feita a todos os estudos prévios sobre o consumo no Brasil é o fato de que estes utilizam séries de consumo agregado, i.e., que somam o consumo de bens duráveis ao de não-duráveis. Como nota Bernanke (1985), o que gera utilidade para o consumidor representativo não é o gasto total em bens duráveis e não-duráveis, mas sim o gasto com bens não-duráveis e o estoque de bens duráveis, respectivamente. Ademais, do ponto de vista teórico, estas séries possuem comportamento diferenciado em modelos de equilíbrio parcial: a série de duráveis possui um componente cíclico, enquanto a de não duráveis não o possui. Dessa forma, a soma das duas tem necessariamente um componente cíclico, o que não foi levado em conta nos estudos anteriores. Nesse sentido, as estimativas significativas de λ podem ter se dado pela existência do componente cíclico da série de consumo de não duráveis e não pela existência de restrição à liquidez.⁷ Os estudos anteriores podem ser validados se for rejeitada a hipótese de que a diferença do consumo de bens duráveis é um processo $MA(1)$, pois neste caso o consumo agregado não possui qualquer componente cíclico.

3 Base de Dados e Análise Preliminar

Para testar as implicações do modelo teórico são obtidos dados anuais para consumo de não-duráveis e de duráveis de 1970 a 1998 construídos por Ellery et alii (2002)⁸, em termos per capita.⁹ Como medida de renda, utilizamos a renda disponível bruta real, deflacionada pelo Deflator Implícito do PIB, em termos per capita, ambos disponibilizados pelo IPEADATA¹⁰. Para construir a série de preço relativos de duráveis, usamos o índice IPA-DI para bens de consumo duráveis e de não-duráveis e por definição $p_t^k = \frac{IPA_t^{duráveis}}{IPA_t^{não\ duráveis}}$, disponibilizado pelo FGVDADOS. Utilizamos ainda a série de juros real do CDB acumulado no ano, extraído da MACRODADOS.

A série de estoque de bens duráveis é gerada conforme metodologia apresentada no

⁷Esta crítica não é pertinente no caso de Gomes (2004), uma vez que este autor considera um termo $MA(1)$ na equação de teste.

⁸Ver Apêndice A.2.

⁹Os dados sobre população são provenientes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e se referem a população residente.

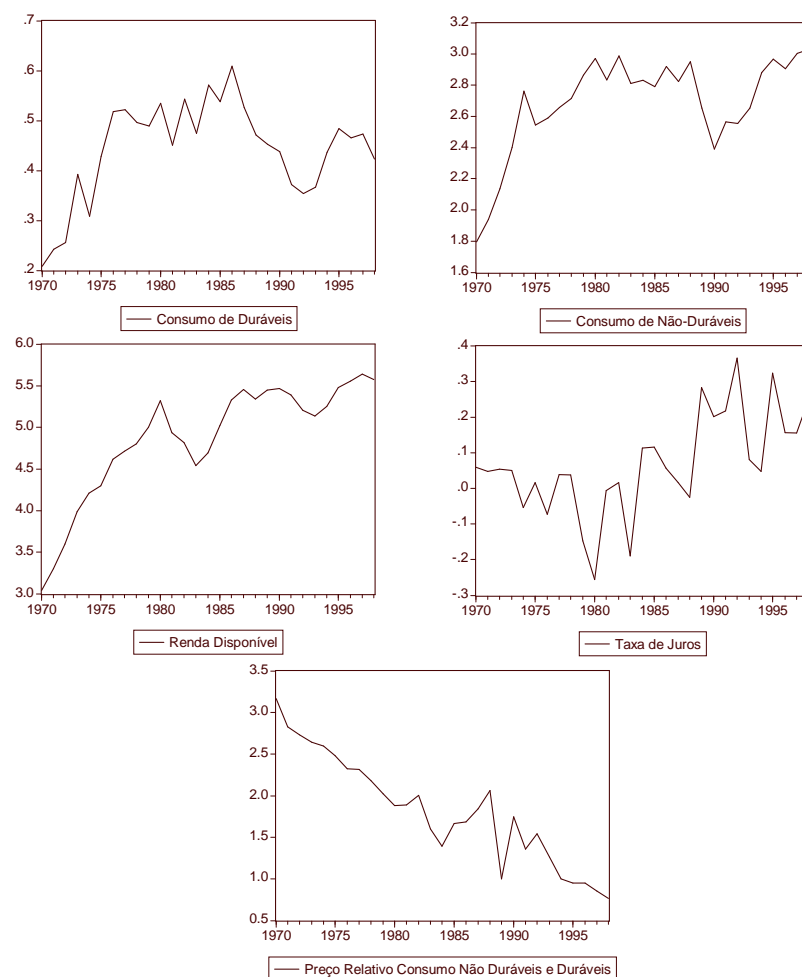
¹⁰Ver www.ipeadata.gov.br.

Apêndice A.3., segundo uma função de acumulação dos fluxos de consumo de bens duráveis. Nesta, é necessário fazer uma hipótese sobre o valor da taxa de depreciação acrescida da taxa de crescimento do consumo de bens duráveis, $\delta + g$. Os dados mostram que $g = 0.033$ no período de análise. Consideramos cinco valores distintos para $\delta + g$, implicando nos seguintes valores para a taxa de depreciação 1.67%, 3.67%, 6.67%, 8.67% e 11.67%.¹¹

Abaixo na Figura 1 apresentamos os gráficos das séries de consumo duráveis e não-duráveis, renda disponível em termos per capita, além do preço relativo de consumo de duráveis e não-duráveis e a taxa de juros.

¹¹Estudando o comportamento agregado do consumo no Brasil, através de uma economia artificial, Bugarin e Ellery (2002) utilizam uma taxa de depreciação para o estoque de capital igual a 10%. No caso americano é comum utilizar uma taxa de depreciação de 3%. Apesar de estarmos interessados na taxa de depreciação do estoque de bens duráveis, consideramos valores em torno de 10%, privilegiando taxas menores, pois não esperamos que a taxa de depreciação no Brasil seja muito superior a taxa da economia americana.

Figura 1



Por fim, apresentamos os resultados do teste ADF de raiz unitária das séries de taxa de juros e preço relativo. Como podemos observar na Tabela 1 os resultados sugerem que estas séries são estacionárias, no nível de significância de 5%. Como avaliamos se a renda, o consumo de bens duráveis e não duráveis cointegram, para estas séries o teste de raiz unitária univariado é dispensável. Isto porque o teste de cointegração pode ser visto também como um teste multivariado de raiz unitária, pois se estas séries são estacionárias devemos estimar 3 vetores de cointegração. De fato, se existe uma relação desta natureza entre estas séries utilizar um teste de raiz unitária univariado consiste em um erro de especificação.

Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária

Série	Estatística ADF	p-valor	nº de defasagens
Taxa de Juros	-4.14	0.0151	0
Preço Relativo	-5.15	0.0014	0

Nota: Os testes incluíram constante e tendência. O número de defasagens incluídas no teste foi escolhido usando o critério de informação de Akaike.

4 Estimações e Resultados

A primeira questão a ser discutida é a interdependência entre a decisão de gasto em bens duráveis e não duráveis: a separabilidade entre o gasto de não-duráveis e o estoque de duráveis na função utilidade do consumidor representativo. Para examinar tal questão, estimamos por GMM as equações (4) e (5) e testamos a hipótese nula que $\rho = 1$. Como dito anteriormente, consideramos cinco valores distintos para a taxa de depreciação, porém como os resultados são muito semelhantes reportamos apenas o caso no qual $\delta = 0.067$. Utilizamos 8 conjuntos distintos de instrumentos formados por variáveis que pertencem ao conjunto de informação do consumidor. Usamos o teste de sobreidentificação de Hansen (estatística $T \times J$) para testar a especificação do modelo utilizado. A Tabela 2 mostra os coeficientes estimados para o fator de desconto intertemporal, β , o parâmetro do estoque de bens duráveis da função de utilidade, α e a taxa de substituição intertemporal da função CES, ρ . Procedemos então o teste de Wald para avaliar a hipótese nula $\rho = 1$.

Tabela 2 -Estimação por GMM das equações (4) e (5) para $\delta = 0.067$

Modelo	Instrumentos	Coeficientes Estimados			Teste de Separabilidade ($H_0: \rho=1$)		Teste de Sobreidentificação	
		β	α	ρ	Estatística de Teste	p-valor	Estatística TJ de	p-valor
1	$cd_t, cd_{t-1}, r_{t-1}, r_{t-2}$	0.9847 ** (0.03068)	0.1713 (0.10495)	1.9261 * (0.76001)	1.4847	0.2230	6.7174	0.4589
2	$cd_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}$	0.9972 ** (0.01859)	0.1548 (0.10310)	1.3665 (0.86991)	0.1775	0.6736	4.6851	0.4555
3	y_{t-1}	0.9924 ** (0.01905)	0.2221 (0.12240)	1.1178 (0.89502)	0.0173	0.8953	3.0488	0.0808
4	$cn_{t-1}, y_t, y_{t-1}, pk_{t-1}, r_{t-1}$	0.9628 ** (0.01530)	0.3088 ** (0.07794)	1.6403 ** (0.35852)	3.1898	0.0741	8.0226	0.5319
5	$cn_{t-1}, y_{t-1}, pk_{t-1}$	0.9918 ** (0.01750)	0.2532 ** (0.09275)	1.3279 ** (0.48153)	0.4637	0.4959	6.5895	0.6798
6	$k_{t-1}, y_{t-1}, y_{t-2}$	0.8990 ** (0.02316)	0.2142 ** (0.08339)	1.5603 * (0.58053)	0.9316	0.3344	5.6613	0.8950
7	$cd_t, cd_{t-1}, cd_{t-2}, y_t$	0.9806 ** (0.01366)	0.0381 (0.06181)	2.1086 (1.89014)	0.3440	0.5575	7.6738	0.1752
8	$k_{t-1}, k_{t-2}, r_{t-1}$	0.9985 ** (0.01935)	0.2098 * (0.08919)	1.6139 ** (0.49010)	1.5693	0.2103	5.7577	0.3305
mediana		0.9882	0.2120	1.5871				

*(**) denota rejeição de que o coeficiente é significativo ao nível de 5%(1%) de significância; desvios-padrões entre parênteses.

O teste de sobreidentificação de Hansen não rejeita a hipótese nula de que as condições de momento são válidas para todos os grupos de instrumentos utilizados. Os valores estimados para β são próximos a 1 e significativamente diferentes de zero para todos os conjuntos de instrumentos, com mediana 0.9882. Isto representa uma taxa de desconto intertemporal de aproximadamente 1.19% ao ano.

Para todos os grupos de instrumentos testados não é rejeitada a hipótese nula de que $\rho = 1$, ou seja, não se rejeita a separabilidade entre o gasto de não-duráveis e o estoque de duráveis na função utilidade do consumidor representativo. Esse resultado tem grande importância na medida em que corrobora todo um esforço passado de pesquisa que considerava implicitamente esta hipótese de separabilidade, e que estariam irremediavelmente condenados caso a separabilidade não fosse verificada.

Cabe ressaltar que, para o caso em que $\rho = 1$, o coeficiente α da função CES equivale à taxa marginal de substituição entre consumo de não-duráveis e estoque de duráveis. A taxa marginal de substituição estimada para os grupos de instrumentos utilizados é estatisticamente inferior a unidade, com mediana de 0.212, dentre nossas estimativas. Logo, o consumidor brasileiro é indiferente entre 0.212 unidades de estoque de duráveis e uma unidade de bem de consumo não-durável.

O resultado do teste de separabilidade nos permite seguir considerando as restrições testáveis propostas por Vahid e Engle (1997) e Galí (1993), apresentadas na seção 2. A importância de se avaliar tais restrições é o fato de expressarem restrições de curto e longo prazo sobre a dinâmica das séries de gasto de duráveis e não-duráveis.

A Tabela 3 apresenta a estimativa do modelo $MA(1)$ de Mankiw (1982) para a primeira diferença do gasto com duráveis. Apesar do coeficiente ser negativo, como previsto pela teoria, o coeficiente da $MA(1)$ não foi significativamente diferente de zero aos níveis de significância de 5% ou 10%.

Tabela 3 - Estimativa do Modelo de Mankiw (1982)

$$\Delta cd_t = \varepsilon_t - (1 - \delta)\varepsilon_{t-1}$$

Variável Dependente: $\Delta(\text{Consumo de Duráveis})$		
Regressor	(1)	(2)
Constante	0.0078 (0.7558)	-
$-(1-\delta)$	-0.2211 (-1.0504)	-0.2005 (-1.0958)

Nota: Estatística t entre parênteses. Utilizamos o método proposto por Newey & West (1987) para estimar a matriz de covariância dos resíduos.

Os resultados da Tabela 3 sugerem que o consumo de não duráveis é um passeio aleatório. Nesse caso, se a teoria sobre o gasto de não-duráveis fosse válida, a soma do gasto de duráveis e não-duráveis seria um passeio aleatório. Logo, o fato do termo $MA(1)$ ser não significativo pode validar estudos anteriores que usam o passeio aleatório como *benchmark* para a série de consumo agregado, seguindo Hall (1978). Além disso, a rejeição da hipótese de que o consumo total não é um passeio aleatório, obtida por esses autores, não pode ser atribuída a um problema de viés de agregação.

Para testar as restrições do modelo de Vahid e Engle (1997), de que, para $\gamma \neq 0$, $\Delta cn_t - \gamma \Delta cd_t \sim MA(1)$, e, de que, o gasto de duráveis e não duráveis são cointegrados, estimamos um VAR contendo o consumo de bens duráveis e não duráveis. Para escolher a ordem deste VAR utilizamos um teste de Razão de Verossimilhança, aliado ao uso de critérios de informação. A especificação de um $VAR(1)$ parece ser um modelo razoável. Com base neste modelo realizamos o teste de cointegração de Johansen. Os resultados são apresentados na Tabela 4 abaixo.

Tabela 4 - Teste de Cointegração de Johansen

Modelo VAR(1) para *cd* e *cn*

Teste do Posto de Cointegração sem restrição

Ho: N° de Eq. de Cointegração	Autovalor	Teste do Traço		Teste do max autovalor	
		Estatística de teste	Valor Crítico 5%	Estatística de teste	Valor Crítico 5%
Nenhuma	0.313342	11.5564	12.53	10.5257	11.44
No máximo 1	0.036141	1.0306	3.84	1.0307	3.84

*(**) denota rejeição da hipótese no nível de 5%(1%) de significância

Teste do traço indica não cointegração no nível de 5% de significância

Teste do Máximo autovalor indica não cointegração no nível de 5% de significância

Tanto o teste baseado na estatística do traço quanto na estatística do auto-valor máximo não rejeitam a hipótese nula de não existência de cointegração, no nível de significância de 5%. Há cointegração ao nível de 10%, mas esse resultado não é inequívoco. Incluímos então a renda real no VAR, testando novamente a existência de cointegração, conforme sugere a teoria no caso da riqueza real ser limitada.

Usando o gasto de duráveis, não-duráveis, e renda, a ordem do VAR é escolhida em 3, após consulta a diversos testes de diagnóstico e critérios de informação. Procedemos então o teste de cointegração de Johansen (1988), apresentado na Tabela 5.

Tabela 5 - Teste de Cointegração de Johansen(1988)

Modelo VAR(3) para cd , cn e y

Teste do Posto de Cointegração sem restrição

H ₀ : N° de Eq. De Cointegração	Autovalor	Teste do Traço		Teste do Máximo Autovalor	
		Estatística de teste	Valor Crítico 5%	Estatística de teste	Valor Crítico 5%
Nenhuma	0.508875	26.6917*	24.31	18.48745*	17.89
No máximo 1	0.248983	8.204252	12.53	7.444514	11.44
No máximo 2	0.028798	0.759738	3.84	0.759738	3.84

*(**) denota rejeição da hipótese no nível de 5%(1%) de significância

Teste do traço indica 1 equação de cointegração no nível de 5% de significância

Teste do Máximo autovalor indica 1 equação de cointegração no nível de 5% de significância

Coeficientes da Equação de Cointegração Normalizados

CN	CD	RENDADISP
1	-2.682945	-0.295274
	(0.40866)	(0.03788)

Desvio-padrão entre parênteses

Tanto o teste baseado na estatística do traço como o teste baseado na estatística do autovalor máximo não rejeitam a hipótese nula de que existe 1 vetor de cointegração, no nível de significância de 5%. Sendo a ordem das variáveis do VAR cn_t , cd_t e y_t , respectivamente, o vetor de cointegração estimado é $(1, -2.6829, -0.2953)$, o que confirma uma das proposições testáveis de Vahid e Engle (1997). Utilizando uma série de consumo agregada, e uma medida da renda, Issler e Rocha (2000) e Reis et alii (1998) obtêm um resultado análogo, não rejeitando a existência de um vetor de cointegração entre consumo e renda.

Uma vez confirmado o comovimento de longo prazo entre as séries de consumo e renda, passamos a analisar a possibilidade de existir comovimentos de curto prazo nas mesmas, i.e., a existência de ciclos comuns ou de ciclos codependentes entre elas.¹² A importância de avaliarmos se as séries possuem alguma característica comum de curto prazo está no fato de que o estudo da dinâmica de curto prazo do conjunto pode ser resumido ao estudo da dinâmica de apenas uma delas. Assim, se este for o caso, o comportamento de curto prazo da renda é decisivo para o entendimento do comportamento das séries de consumo, o que pode indicar a presença de restrição à liquidez no consumo, conforme argumentam Campbell e Mankiw (1989).

¹²Estes conceitos são brevemente discutidos no Apêndice A.1..

Testamos a presença de características comuns de curto prazo utilizando os testes de correlação canônica descritos em Vahid e Engle (1993). Usamos 4 defasagens da primeira diferença das séries de consumo de duráveis e não duráveis e renda além da primeira defasagem do termo de correção de erros como instrumentos para calcular as correlações canônicas. Os resultados estão expostos na Tabela 6 abaixo.

Tabela 6 - Teste para Ciclos Comuns e Ciclos Codependentes

cn_t , cd_t e y_t

Teste de Ciclos Comuns

H ₀ : 1 Vetor Co-Característico		H ₀ : 2 Vetores Co-Característicos		H ₀ : 3 Vetores Co-Característicos	
Estatística de Teste	Valor Crítico 5%	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
9.42	19.68	28.62	36.42	64.17*	54.57

* (**) denota rejeição da hipótese nula a 5% (1%) de significância

Não se rejeita a existência de 2 vetores co-característicos a 5% de significância

Teste de Ciclos Codependentes

H ₀ : 1 Vetor Codependente		H ₀ : 2 Vetores Codependentes		H ₀ : 3 Vetores Codependentes	
Estatística de Teste	Valor Crítico 5%	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%	Estatística de Teste	Valor Crítico 5%
8.95	19.68	25.98	36.42	49.13	54.57

* (**) denota rejeição da hipótese nula a 5% (1%) de significância

Ao contrário dos resultados encontrados por Vahid e Engle para o caso americano, não encontramos evidência a favor da existência de ciclos codependentes, uma vez que os testes não rejeitam a existência de ciclos comuns entre o consumo de duráveis, não duráveis e renda, ao nível de significância de 5%. Os testes apontam a existência de dois vetores co-característicos, isto é, existem 2 combinações lineares não-nulas e linearmente independentes entre as primeiras diferenças das séries que geram uma série que é uma inovação.

Os testes de restrição a liquidez para o gasto de duráveis são apresentados abaixo na Tabela 7. Dado que o componente $MA(1)$ foi não significativo em todos os casos, optou-se por reportar apenas a equação de teste quando se elimina o termo $MA(1)$. As estimativas são feitas utilizando o método de variáveis instrumentais, sendo utilizado como instrumentos variáveis defasadas pelo menos em 2 períodos. Na Tabela 7 reportamos os resultados

utilizando 5 conjuntos distintos de instrumentos. Em todos os casos não é rejeitado o teste de sobre-identificação da validade dos instrumentos, no nível de significância de 5%. As estimativas do coeficiente referente a renda é significativamente diferente de zero, ao nível de significância de 5%, em quase todos os casos. Quanto ao coeficiente da taxa de juros, em todos os casos, sua estimativa é não significativa, ao nível de significância de 5%.

Tabela 7 - Teste de Restrição à liquidez

$$\Delta cd_t = \lambda \Delta y_t + (1 - \lambda) \theta r_t + (1 - \lambda) \varepsilon_t$$

Modelo	Instrumentos	$\lambda^{(a)}$	$\theta^{(a)}$	$(1-\lambda)\theta^{(a)}$	Teste de Sobreidentificação TJ ^(b)
1	$\Delta cd_{t-2}, \Delta Y_{t-2}, \Delta cn_{t-2}, r_{t-2}$	0.3661 (0.0055)	-0.2498 (0.2878)	-0.1583 (0.2604)	2.4308 (0.2966)
2	$\Delta cd_{t-2}, \Delta Y_{t-2}, \Delta cd_{t-3}, \Delta Y_{t-3}, r_{t-2}$	0.0866 (0.4573)	-0.0321 (0.8430)	-0.0293 (0.8399)	3.2877 (0.3494)
3	$\Delta cd_{t-2}, \Delta Y_{t-2}, \Delta cd_{t-3}, \Delta Y_{t-3}, \Delta cn_{t-2}, r_{t-2}$	0.2024 (0.0071)	-0.1346 (0.1773)	-0.1074 (0.1644)	4.3860 (0.3563)
4	$\Delta cd_{t-2}, \Delta Y_{t-2}, \Delta cd_{t-3}, \Delta Y_{t-3}, \Delta cn_{t-2}, \Delta cn_{t-3}, r_{t-2}$	0.1875 (0.0172)	-0.1528 (0.1271)	-0.1241 (0.1094)	4.2271 (0.5172)
5	$\Delta cd_{t-2}, \Delta Y_{t-2}, pk_{t-2}, r_{t-2}$	0.2288 (0.0207)	-0.1120 (0.2164)	-0.0864 (0.2134)	2.7443 (0.2536)

Nota: (a) entre parênteses o p-valor para o teste de significância do respectivo coeficiente; (b) entre parênteses o p-valor para a estatística do teste de Hansen; Nas estimativas por GMM utilizou-se o núcleo de Bartlett com janela de Andrews, além da opção de prewhitening.

A estimativa mediana de λ é aproximadamente 0.20, e significativa para a maioria dos instrumentos utilizados. Para comparar este valor com o valor obtido por Reis et alii (1998) de 0.8, por Issler e Rocha (2000) de 0.74 e por Gomes (2004) de 0.85 é preciso levar em conta que ambos trabalharam com uma série de consumo que agrega bens duráveis e não duráveis, $c_t = cd_t + cn_t$. Como a razão cd_t/c_t é bastante estável e possui média aproximadamente igual a 0.14, multiplicando Δc_t por este valor obtemos uma aproximação bastante razoável para Δcd_t . Como sabemos, multiplicar a variável dependente por uma constante implica que os coeficientes estimados também ficam multiplicados por esta constante. Isto posto, multiplicamos 0.8, 0.74 e 0.85 por 0.14 obtendo então as estimativas 0.11, 0.10 e 0.12, respectivamente, valores inferiores a nossa estimativa mediana.¹³ Logo, apesar de obtermos

¹³Como $cd_t/c_t \approx 0.14$, é possível mostrar que $\Delta cd_t \approx 0.14\Delta c_t$. Reis et alii (1998), Issler e Rocha (2002) e Gomes (2004) consideram $\Delta c_t = \lambda \Delta y_t + (1 - \lambda)\varepsilon_t$. Multiplicando por 0.14 obtemos, $\Delta cd_t \approx 0.14\lambda \Delta y_t +$

um coeficiente menor para a renda, obtivemos resultados mais fortes de restrição à liquidez do que os obtidos anteriormente. Isso não nos surpreende, pois usamos a série de gasto de duráveis, que, na maioria dos casos, requer maior crédito para que o gasto seja efetuado.

Dado que o coeficiente da taxa de juros é não-significativo em todas as estimativas da Tabela 7, consideramos reestimar as mesmas equações omitindo o juros real. Os resultados são apresentados abaixo na Tabela 8.

Tabela 8 - Teste de Restrição à liquidez

$$\Delta cd_t = \lambda \Delta y_t + (1 - \lambda) \varepsilon_t$$

Modelo	Instrumentos	$\lambda^{(a)}$	Teste de Sobreidentificação ^(b)
1	$\Delta cd_{t-2}, \Delta Y_{t-2}, \Delta cn_{t-2}, r_{t-2}$	0.2464 (0.0430)	3.9820 (0.2634)
2	$\Delta cd_{t-2}, \Delta Y_{t-2}, \Delta cd_{t-3}, \Delta Y_{t-3}, r_{t-2}$	0.0536 (0.4475)	4.0423 (0.4003)
3	$\Delta cd_{t-2}, \Delta Y_{t-2}, \Delta cd_{t-3}, \Delta Y_{t-3}, \Delta cn_{t-2}, r_{t-2}$	0.1141 (0.1196)	7.9056 (0.1615)
4	$\Delta cd_{t-2}, \Delta Y_{t-2}, \Delta cd_{t-3}, \Delta Y_{t-3}, \Delta cn_{t-2}, \Delta cn_{t-3}, r_{t-2}$	0.1263 (0.0690)	7.8784 (0.2471)
5	$\Delta cd_{t-2}, \Delta Y_{t-2}, pk_{t-2}, r_{t-2}$	0.2070 (0.0448)	2.9833 (0.3942)

Nota: (a) entre parênteses o p-valor para o teste de significância do coeficiente da renda; (b) entre parênteses o p-valor para a estatística de teste do teste de sobreidentificação; Nas regressões utilizou-se o método proposto por Newey & West (1987) para estimar a matriz de covariância dos resíduos.

Observamos na Tabela 8 que em todos os casos não se rejeita o teste de sobreidentificação, no nível de significância de 5%, porém nos casos 2 e 3 não se rejeita que λ seja nulo. A estimativa mediana de λ é aproximadamente igual a 0.14. Se considerarmos apenas os conjuntos de instrumentos 1, 4 e 5 este valor torna-se aproximadamente 0.20. Mais uma vez, apesar de obtermos um coeficiente menor para a renda, obtivemos resultados mais fortes de restrição à liquidez do que os obtidos anteriormente.¹⁴

Vale notar que a equação estimada na Tabela 8 descreve um ciclo comum entre o gasto de duráveis e a renda, refletindo a possível existência de restrição à liquidez. De acordo com $0.14(1 - \lambda)\varepsilon_t$, daí fica claro a necessidade de multiplicar os valores obtidos por esses autores por 0.14.

¹⁴Estimamos ainda o modelo $\Delta cd_t = \beta r_t + \varepsilon_t$, porém em todos os casos a estimativa de β é não significativa, no nível de 5% de significância. Por isso não reportamos estas estimativas.

essa visão, o comportamento cíclico do gasto de duráveis no Brasil pode ser fruto de restrição à liquidez e não do ajuste ótimo do estoque de duráveis às flutuações da renda permanente. Esse tipo de restrição, se relaxada, resultaria em um estoque maior de bens duráveis, e, por consequência, em um aumento de bem-estar para os consumidores brasileiros.

5 Conclusões

Neste artigo investigamos a evolução da renda, consumo de bens duráveis e não duráveis no Brasil, com enfoque especial sobre a decisão de gasto em bens duráveis. Primeiramente, avaliamos se existe separabilidade na função utilidade entre o gasto de não-duráveis e o estoque de duráveis. Esta investigação é muito importante para validar os estudos anteriores, uma vez que todos assumem implicitamente esta hipótese. O teste de hipótese, realizado com base nas equações de Euler do problema do consumidor, utilizando a função de utilidade do tipo CES, estimada a partir de GMM, não rejeita a separabilidade.

A partir do resultado de separabilidade, foi possível obter ainda os seguintes resultados: *i)* os testes de cointegração não rejeitam a hipótese da existência de um vetor de cointegração entre consumo de duráveis, não duráveis e renda; *ii)* os testes de ciclo comum não rejeitam a existência de um ciclo comum entre o consumo de duráveis, não duráveis e renda; *iii)* os testes de restrição à liquidez sugerem que não se pode rejeitar que o consumo de bens duráveis sofre os efeitos da restrição de crédito, com restrição superior à encontrada para o consumo total, conforme os resultados de Cavalcanti (1993), Reis et alli (1998), Issler e Rocha (2000) e Gomes (2004).

Os resultados *i)* e *ii)* acima sugerem que, no Brasil, o consumo de duráveis, não duráveis e renda apresentam comovimentos de curto e longo prazo. O resultado *iii)* evidencia que uma fração de consumidores consome a sua renda corrente e outra suaviza seu consumo, de acordo com a Teoria da Renda Permanente. Em ambos os casos, esperamos que o consumo (de bens duráveis e não duráveis) cointegre com a renda, logo não é possível interpretar o resultado *i)* acima como uma evidência a favor de qualquer um dos casos. No entanto, a existência de ciclo comum entre as séries em questão é uma evidência a favor da hipótese de restrição ao crédito. Tal interpretação é confirmada com base nas estimativas obtidas de λ . Assim, conjecturamos que a estimativa de um ciclo comum ao invés de um ciclo codependente, entre o consumo de duráveis, não duráveis e renda, pode ser devida a existência de uma elevada

restrição de crédito.

Lembramos que, se duas séries apresentam um ciclo comum, elas possuem funções resposta à impulso colineares, para todo t . Isto significa que choques na renda impactam o consumo de duráveis e de não duráveis de forma imediata e similar. Por outro lado, se estas séries tivessem um ciclo codependente de ordem s , a função resposta a impulso das mesmas tornariam-se colineares apenas após s períodos. Nestes primeiros s períodos, o consumo reagiria de forma diferente da renda, devido ao comportamento otimizador do consumidor que suavizaria seu consumo, caso tivesse acesso ao crédito. Logo, se existisse crédito, não esperaríamos que choques na renda se transmitissem automaticamente para o consumo, seja de duráveis ou não-duráveis. Neste sentido, fica claro como é possível conciliar a rejeição da hipótese de ciclo codependente e a não rejeição da hipótese de restrição de crédito.

Enfim, se o consumo corrente é muito dependente da renda corrente ao invés da renda permanente, podemos concluir que: *i*) políticas econômicas que afetam a renda têm impacto direto sobre grande parcela do consumo; *ii*) políticas econômicas que visam expandir o crédito têm um impacto potencial significativo em aumentar o bem-estar dos consumidores.

As análises implementadas neste artigo são baseadas nas séries de consumo de duráveis e não duráveis construídas por Ellery et alli (2002). Esses autores obtêm essas séries com base em uma metodologia que faz uso da estabilidade da participação do consumo de duráveis no consumo total. Alguém poderia argumentar que essa forma de desagregação entre duráveis e não duráveis introduz um viés nos resultados a favor da hipótese de ciclo comum, contudo acreditamos que a causalidade é inversa: a existência de um ciclo comum é que gera a estabilidade da participação de duráveis. Apesar disto, como tópico de pesquisa futuro pretendemos obter novas medidas para estas séries com o objetivo de averiguar se os nossos resultados são robustos. Porém, ao nosso ver, dentre as disponíveis a metodologia aqui empregada parece ser a mais razoável.

A investigação com dados diferentes dos atuais se justifica por mais uma razão: em frequência anual, não há uma sobreposição entre o período de decisão dos agentes econômicos e a frequência das observações. Esta sobreposição parece indicar o uso de dados mensais (ou talvez mesmo trimestrais). Nesses casos, teríamos que recorrer a proxies para os dados de consumo (consumo aparente). De qualquer forma, isso merece investigação futura. Um outro ponto que também merece investigação futura é seguir a linha de Ogaki e Reinhart (1998) na qual combina-se técnicas de cointegração e de método dos momentos para estimar em duas etapas a elasticidade intertemporal de substituição e outros parâmetros estruturais.

Referências

- [1] Bacchetta e Stefan, “Consumption and credit constraints: International evidence” , *Journal of Monetary Economics*, 40(2), p.207-238, 1997.
- [2] Bernanke, B., “Adjustment Costs, Durable Goods and Aggregate Consumption,” *Journal of Monetary Economics*, 1985.
- [3] Beveridge, S. e Nelson, C. R., “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle” *Journal of Monetary Economics* 7(2), p.151-174, 1981.
- [4] Browning, M. e Crossley, T., “The Life-cycle Model of Consumption and Saving,” *Journal Economic Perspectives*, 15, p. 3-22, 2001.
- [5] Bugarin, M. e Ellery, R. Jr. “Liquidity constraints and the behavior of the aggregate consumption over the Brazilian business cycle”, *Estudos Econômicos*, 32(4), p. 551-576, 2002.
- [6] Campbell, J. “Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis,” *Econometrica*, 55(6), p. 1249-1273, 1987.
- [7] Cavalcanti, Carlos B. “Intertemporal substitution in consumption: an empirical investigation for Brazil”, *Brazilian Review of Econometrics*, 13(2), p. 203-229, 1993.
- [8] Cook, S., “Long-run and Short-run Co-movement in UK Consumption and Income,” *Economics Letters*, 67, p. 11-13, 2000.
- [9] Deaton, Angus S. “Understanding Consumption”. Oxford University Press, New York, 1992.
- [10] Ellery Jr., R. , Gomes, V. e Sachsida, A. “Business cycle fluctuations in Brazil”, *Revista Brasileira de Economia*. 56(2), p. 269-308, 2002.
- [11] Engle, R. F. e Kozicki, S., “Testing for Common Features”. *Journal of Business and Economics Statistics* 11, p.369-395, 1993.
- [12] Flavin, M., “The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income”, *Journal of Political Economy*, 89(5), 1981.

- [13] Flavin, M., “The Excess Smoothness of Consumption: Identification and Interpretation”, *Review of Economic Studies*, 60(204), 1993.
- [14] Gomes, Fábio A. Reis, “Consumo no Brasil: Teoria da Renda Permanente, Formação de Hábito e Restrição à Liquidez”, *Revista Brasileira de Economia*, a sair, 2004.
- [15] Hall, Robert., “Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence,” *Journal of Political Economy*, 1978.
- [16] Issler, J. V. e Rocha, F. P., “Consumo, Restrição a Liquidez e Bem-Estar no Brasil”, *Economia Aplicada*, 4(4), p. 637-665, 2000.
- [17] Issler, J.V. e Vahid. F., “Common Cycles and the Importance of Transitory Shocks to Macroeconomic Aggregates,” *Journal of Monetary Economics*, 47(3), p. 449-475, 2001.
- [18] Mankiw, G., “Hall’s Consumption Hypothesis and Durable Goods”, *Journal of Monetary Economics*, 10, p. 417-25, 1981.
- [19] Newey, W. e West, K., “A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55, p.703-708, 1987.
- [20] Ogaki, M. e C. Reinhart, “Measuring Intertemporal Substitution: The Role of Durable Goods,” *Journal of Political Economy*, 106(5), p. 1078-98, 1998..
- [21] Reis, E., Issler, J. V., Blanco, F. e Carvalho, L., “Renda Permanente e poupança Precaucional: Evidências Empíricas para o Brasil no Passado Recente”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 28(2), p. 233-272, 1998.
- [22] Vahid, F., Engle, R. “Codependent Cycles”, *Journal of Econometrics*, 80(2), p.199-121, 1997.

A Apêndice

A.1 Revisão Econométrica

Considere o modelo de autorregressão vetorial (VAR),

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t,$$

em que $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ é um vetor $n \times 1$ de variáveis do sistema e ε_t é $n \times 1$, os choques de cada equação, tal que $\varepsilon_t \sim iid(0, \Omega)$. Os componentes do vetor x_t serão cointegrados de ordem d , b , $x_t \sim CI(d, b)$, se: *i*) todos os componentes de x_t são $I(d)$; *ii*) existe um vetor $\alpha (\neq 0)$ tal que $\alpha' x_t \sim I(d - b)$, $b > 0$. O vetor α é chamado vetor de cointegração (Engle e Granger, 1987).

A partir do modelo VAR podemos definir também os conceitos de ciclo comum e ciclo codependente. Engle e Kozicki (1993) introduzem o conceito de ciclo comum através de uma medida de comovimento contemporâneo chamada *serial correlation common feature*, SCCF. Esta medida verifica a existência de uma combinação linear entre séries estacionárias que seja imprevisível quando se considera o passado histórico destas variáveis.¹⁵ Vahid e Engle (1997) por sua vez consideram a possibilidade de existir uma combinação linear entre as séries que reduz a dependência do passado, mas não a elimina totalmente, sendo este o conceito de ciclos codependentes. Formalmente, considere o seguinte exemplo:

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} f_t \\ f_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$
$$f_{t+1} = \alpha f_t + \theta' \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

em que ε_{1t} e ε_{2t} são inovações e y_{1t} e y_{2t} são variáveis estacionárias. Pode-se observar que,

$$y_{1t} - \alpha y_{2t} = \begin{pmatrix} 1 & -\alpha \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} + \theta' \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t-1} \\ \varepsilon_{2t-1} \end{pmatrix}$$

Assim, a combinação linear $y_{1t} - \alpha y_{2t}$ só tem correlação com sua primeira defasagem, configurando-se a presença de ciclos codependentes. Por outro lado, se existir uma combinação linear entre as séries estacionárias que produz uma série que é uma inovação, caso em que $\theta = 0$, temos a presença de ciclos comuns como definido por Engle e Kozicki (1993).

¹⁵Note que tais séries devem possuir alguma dependência do passado para que estejamos de fato analisando características comuns.

A.2 Cálculo do Consumo de Duráveis e Não Duráveis

As Contas Nacionais apresentam o consumo das famílias, sem discriminar o consumo de duráveis e não duráveis. Além disso, desde 1986 esta série inclui a variação de estoques. De fato, esta série é calculada por resíduo, estando sujeita a todos os tipos de erros de medida.

Para expurgar a variação de estoques, Ellery et alli (2002) utiliza a publicação anual de matrizes de insumo-produto. Desde 1990 é possível identificar nestas matrizes a variação de estoque, para todos os setores, de 1990 a 1998. Para os anos de 1987, 1988 e 1989 esse autores utilizam uma interpolação linear.

Para dissociar o consumo de duráveis e não duráveis, Ellery et alli (2002) notam que a participação do consumo de não-duráveis nos anos de 1970 e 1980, extraídas das respectivas matrizes de insumo-produto, apresenta uma pequena alteração de 0.62 para 0.61, o que, segundo eles dá evidente suporte para uma hipótese de estabilidade. Daí, é possível usar uma ferramenta de interpolação a partir das participações do consumo de não-duráveis disponíveis nas matrizes de insumo-produto de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1990. Enfim, esses autores empregam a seguinte metodologia:

1. Interpolação linear simples para completar a série de participação de consumo de duráveis;
2. Geração de uma série de choques com média zero e variância igual à série observada de 1990 a 1998.
3. Participação estimada do consumo de duráveis é igual a soma da interpolação linear simples e do choque;
4. Multiplicação da participação estimada pela série de consumo total;
5. Obtenção da série de consumo de não-duráveis por resíduo.

Com isso é obtida a série de consumo de não-duráveis para o período de 1970 a 1990. De 1990 em diante, é utilizada as matrizes anuais de insumo-produto para obter a participação de consumo de não-duráveis.

A.3 Cálculo do Estoque Inicial de Bens de Consumo Duráveis

Considere a lei de movimento do estoque de bens de consumo duráveis:

$$k_t = cd_{t-1} + (1 - \delta)k_{t-1} \quad (1)$$

Daí,

$$k_t = (1 - \delta)^t k_0 + \sum_{j=1}^t (1 - \delta)^{j-1} cd_{t-j} \quad (2)$$

Através desta lei de movimento é possível obter ainda:

$$\begin{aligned} k_0 &= cd_{-1} + (1 - \delta) [cd_{-2} + (1 - \delta)k_{-2}] \\ &= (1 - \delta)^T k_{-T} + \sum_{j=1}^T (1 - \delta)^{j-1} cd_{-j} \end{aligned} \quad (3)$$

Supondo que o gasto em bens duráveis tenha evoluído à taxa g até o instante zero, isto é, $cd_{-j} = cd_0(1 + g)^{-j}$, isto implica que a equação (14) torna-se:

$$k_0 = (1 - \delta)^T k_{-T} + \left(\frac{cd_0}{1 + g} \right) \sum_{j=0}^{T-1} \left(\frac{1 - \delta}{1 + g} \right)^j \quad (4)$$

Note que $1 - \delta < 1 + g$, logo tomando o limite da equação (4) obtemos:

$$k_0 = \frac{cd_0}{g + \delta} \quad (5)$$

Portanto, obtemos k_0 como função de i_0 , g e δ . Apesar de possuir o valor i_0 , é preciso obter um valor que seja representativo do processo do gasto em duráveis de $-\infty$ a 0. Para tanto considere a seguinte estimação da taxa de crescimento média para dados discretos. No modelo contínuo temos, $cd_t = cd_0 e^{gt}$, em que g é taxa de crescimento. Para estimar g a partir de um modelo de regressão linear fazemos $\ln(cd_t) = \ln(cd_0) + gt$. Assim, ao estimar o valor da taxa de crescimento do caso discreto, g_d , fazemos:

$$g_d = \frac{cd_t - cd_{t-1}}{cd_{t-1}} = \frac{e^{gt} - e^{g(t-1)}}{e^{g(t-1)}} = e^g - 1$$

Definimos então o gasto em bens duráveis estacionário:

$$cd_t^{Estacionário} \equiv \frac{cd_t}{(1 + g_d)^t}$$

Assim o gasto inicial é dado pela média do gasto estacionário:

$$cd_0 = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T i_t^{Estacionário} \quad (6)$$

Utilizando as equações (5) e (6) encontramos k_0 como função de g e δ . Determinando então estes dois parâmetros e utilizando a equação (2) obtemos toda série de estoque de capital. Para tanto considere o seguinte:

$$\begin{aligned}
 k_t &= \int_{-\infty}^t e^{\delta(\tau-t)} c d_{\tau} d\tau \\
 &= \int_{-\infty}^t e^{\delta(\tau-t)} (e^{g(\tau-t)} c d_t) d\tau \\
 &= \frac{c d_t}{(\delta + g)}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Assim dividindo ambos os lados da equação (14) por y obtemos:

$$\frac{k_t}{y_t} = \frac{1}{(\delta + g)} \frac{c d_t}{y_t}$$

Como g é taxa de crescimento do gasto em duráveis, conhecendo δ é obtido o capital inicial. Os dados indicam que $g = 0.033$. Utilizamos então 5 valores distintos para δ , a saber a saber 1.67%, 3.67%, 6.67%, 8.67% e 11.67%.

ENSAIOS ECONÔMICOS DA EPGE

499. OPTIMAL TAXATION WITH GRADUAL LEARNING OF TYPES - Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 26 págs.
500. AVALIANDO PESQUISADORES E DEPARTAMENTOS DE ECONOMIA NO BRASIL A PARTIR DE CITAÇÕES INTERNACIONAIS - João Victor Issler; Rachel Couto Ferreira – Setembro de 2003 – 29 págs.
501. A FAMILY OF AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL DURATION MODELS - Marcelo Fernandes; Joachim Grammig – Setembro de 2003 – 37 págs.
502. NONPARAMETRIC SPECIFICATION TESTS FOR CONDITIONAL DURATION MODELS - Marcelo Fernandes; Joachim Grammig – Setembro de 2003 – 42 págs.
503. A NOTE ON CHAMBERS'S "LONG MEMORY AND AGGREGATION IN MACROECONOMIC TIME SERIES" – Leonardo Rocha Souza – Setembro de 2003 – 11págs.
504. ON CHOICE OF TECHNIQUE IN THE ROBINSON-SOLOW-SRINIVASAN MODEL - M. Ali Khan – Setembro de 2003 – 34 págs.
505. ENDOGENOUS TIME-DEPENDENT RULES AND THE COSTS OF DISINFLATION WITH IMPERFECT CREDIBILITY - Marco Bonomo; Carlos Viana de Carvalho – Outubro de 2003 – 27 págs.
506. CAPITAIS INTERNACIONAIS: COMPLEMENTARES OU SUBSTITUTOS? - Carlos Hamilton V. Araújo; Renato G. Flôres Jr. – Outubro de 2003 – 24 págs.
507. TESTING PRODUCTION FUNCTIONS USED IN EMPIRICAL GROWTH STUDIES - Pedro Cavalcanti Ferreira; João Victor Issler; Samuel de Abreu Pessoa – Outubro de 2003 – 8 págs.
508. SHOULD EDUCATIONAL POLICIES BE REGRESSIVE ? Daniel Gottlieb; Humberto Moreira – Outubro de 2003 – 25 págs.
509. TRADE AND CO-OPERATION IN THE EU-MERCOSUL FREE TRADE AGREEMENT - Renato G. Flôres Jr. – Outubro de 2003 – 33 págs.
510. OUTPUT CONVERGENCE IN MERCOSUR: MULTIVARIATE TIME SERIES EVIDENCE - Mariam Camarero; Renato G. Flôres Jr; Cecílio Tamarit – Outubro de 2003 – 36 págs.
511. ENDOGENOUS COLLATERAL - Aloísio Araújo; José Fajardo Barbachan; Mario R. Páscoa – Novembro de 2003 – 37 págs.
512. NON-MONOTONE INSURANCE CONTRACTS AND THEIR EMPIRICAL CONSEQUENCES - Aloísio Araujo; Humberto Moreira – Novembro de 2003 – 31 págs.
513. EQUILIBRIA IN SECURITY MARKETS WITH A CONTINUUM OF AGENTS - A. Araujo; V. F. Martins da Rocha; P. K. Monteiro – Novembro de 2003 – 17 págs.
514. SPECULATIVE ATTACKS ON DEBTS AND OPTIMUM CURRENCY AREA: A WELFARE ANALYSIS - Aloisio Araujo; Márcia Leon – Novembro de 2003 – 50 págs.

515. O MÉTODO GENERALIZADO DOS MOMENTOS(MGM): CONCEITOS BÁSICOS - Renato G. Flôres Jr – Novembro de 2003 – 27 págs.
516. VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS E O MGM: USO DE MOMENTOS CONDICIONAIS - Renato G. Flôres Jr – Novembro de 2003 – 27 págs.
517. O VALOR DA MOEDA E A TEORIA DOS PREÇOS DOS ATIVOS - Fernando de Holanda Barbosa – Dezembro de 2003 – 17 págs.
518. EMPRESÁRIOS NANICOS, GARANTIAS E ACESSO À CRÉDITO - Marcelo Côrtes Néri; Fabiano da Silva Giovanini - Dezembro de 2003 – 23 págs.
519. DESENHO DE UM SISTEMA DE METAS SOCIAIS - Marcelo Côrtes Néri; Marcelo Xerez - Dezembro de 2003 – 24 págs.
520. A NEW INCIDENCE ANALYSIS OF BRAZILIAN SOCIAL POLICIES USING MULTIPLE DATA SOURCES - Marcelo Côrtes Néri - Dezembro de 2003 – 55 págs.
521. AN INTRA-HOUSEHOLD APPROACH TO THE WELFARE COSTS OF INFLATION - Rubens Penha Cysne – Janeiro de 2004 – 16 págs.
522. CENTRAL LIMIT THEOREM FOR ASYMMETRIC KERNEL FUNCTIONALS - Marcelo Fernandes; Paulo Klinger Monteiro – Fevereiro de 2004 – 23 págs.
523. THE TRADE-OFF BETWEEN INCENTIVES AND ENDOGENOUS RISK - Aloísio Araujo; Humberto Moreira; Marcos H. Tsuchida – Fevereiro de 2004 – 21 págs.
524. DO DIVIDENDS SIGNAL MORE EARNINGS ? - Aloísio Araujo; Humberto Moreira; Marcos H. Tsuchida – Fevereiro de 2004 – 26 págs.
525. Biased managers, organizational design, and incentive provision - Cristiano M. Costa; Daniel Ferreira; Humberto Moreira – Fevereiro de 2004 – 11 págs.
526. Land taxes in a Latin American context - Juliano J. Assunção; Humberto Moreira – Fevereiro de 2004 - 19 págs.
527. Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil - Angelo J. Mont'alverne Duarte; João Victor Issler; Andrei Spacov - Fevereiro de 2004 – 41 págs.
528. TESTING UNIT ROOT BASED ON PARTIALLY ADAPTIVE ESTIMATION - Zhijie Xiao; Luiz Renato Lima – Março de 2004 – 27 págs.
529. DO SHOCKS PERMANENTLY CHANGE OUTPUT? LOCAL PERSISTENCY IN ECONOMIC TIME SERIES - Luiz Renato Lima; Zhijie Xiao – Março de 2004 – 21 págs.
530. A NEW PERSPECTIVE ON THE PPP HYPOTHESIS - Soyoung Kim; Luiz Renato Lima – Março de 2004 – 36 págs.
531. TRADE LIBERALIZATION AND INDUSTRIAL CONCENTRATION: EVIDENCE FROM BRAZIL - Pedro Cavalcanti Ferreira; Giovanni Facchini – Março de 2004 - 25 págs.
532. REGIONAL OR EDUCATIONAL DISPARITIES? A COUNTERFACTUAL EXERCISE - Angelo José Mont'Alverne; Pedro Cavalcanti Ferreira; Márcio Antônio Salvato – Março de 2004 – 25 págs.

533. INFLAÇÃO: INÉRCIA E DÉFICIT PÚBLICO – Fernando de Holanda Barbosa – Março de 2004 – 16 págs.
534. A INÉRCIA DA TAXA DE JUROS NA POLÍTICA MONETÁRIA – Fernando de Holanda Barbosa – Março de 2004 – 13 págs.
535. DEBT COMPOSITION AND EXCHANGE RATE BALANCE SHEET EFFECTS IN BRAZIL: A FIRM LEVEL ANALYSIS - Marco Bonomo; Betina Martins ; Rodrigo Pinto – Março de 2004 – 39 págs.
536. THE SET OF EQUILIBRIA OF FIRST-PRICE AUCTIONS - Paulo Klinger Monteiro – Março de 2004 – 6 págs.
537. OPTIMAL AUCTIONS WITH MULTIDIMENSIONAL TYPES AND THE DESIRABILITY OF EXCLUSION - Paulo Klinger Monteiro ; Benar Fux Svaiter; Frank H. Page Jr – Março de 2004 – 8 págs.
538. INCOME INEQUALITY IN A JOB-SEARCH MODEL WITH HETEROGENEOUS TIME PREFERENCES – Rubens Penha Cysne – Março de 2004 – 35 págs.
539. IMPOSTO INFLACIONÁRIO E TRANSFERÊNCIAS INFLACIONÁRIAS NO BRASIL: 1947-2003 - Rubens Penha Cysne; Paulo C. Coimbra-Lisboa – Março de 2004 – 7 págs.
540. ON THE STATISTICAL ESTIMATION OF DIFFUSION PROCESSES – A survey - Rubens Penha Cysne – Abril de 2004 – 26 págs.
541. ROBUSTNESS OF STATIONARY TESTS UNDER LONG-MEMORY ALTERNATIVES - Luiz Renato Lima; Zhijie Xiao – Abril de 2004 – 23 págs.
542. MONETARY UNION AND PRODUCTIVITY DIFFERENCES IN MERCOSUR COUNTRIES – Mariam Camarero; Renato G. Flôres, Jr.; Cecilio R. Tamarit – Abril de 2004 – 21 págs.
543. TWO ADDITIONS TO LUCAS ´S “INFLATION AND WELFARE” - Rubens Penha Cysne – Abril de 2004 – 9 págs.
544. THE IMPLICATIONS OF EMBODIMENT AND PUTTY-CLAY TO ECONOMIC DEVELOPMENT - Samuel de Abreu Pessoa; Rafael Rob – Abril de 2004 – 70 págs.
545. MONEY WITH BANK NETWORKS - Ricardo Cavalcanti; Henrique Dezemone Forno – no prelo.
546. CYCLICAL INTEREST PAYMENTS ON INSIDE MONEY - Ricardo Cavalcanti; Henrique Dezemone Forno – no prelo.
547. DOIS EXPERIMENTOS DE POLÍTICA MONETÁRIA NO MODELO NOVO-KEYNESIANO – Fernando de Holanda Barbosa – Abril de 2004 – 9 págs.
548. THE EVOLUTION OF INTERNATIONAL OUTPUT DIFFERENCES (1960-2000): FROM FACTORS TO PRODUCTIVITY - Pedro Cavalcanti Ferreira; Samuel de Abreu Pessoa; Fernando A. Veloso – Junho de 2004 — 31 págs.
549. PRINCIPAIS CARACTERÍSTICAS DO CONSUMO DE DURÁVEIS NO BRASIL E TESTES DE SEPARABILIDADE ENTRE DURÁVEIS E NÃO-DURÁVEIS - Fábio Augusto Reis Gomes; João Victor Issler – Junho de 2004 - 28 págs.